

Article

« Économétrie de la concurrence entre produits différenciés : théorie et méthodes empiriques »

Céline Bonnet

L'Actualité économique, vol. 83, n° 4, 2007, p. 555-580.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/019392ar>

DOI: 10.7202/019392ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

*Économétrie de la concurrence entre produits différenciés : théorie et méthodes empiriques**

Céline BONNET

Toulouse School of Economics

GREMAQ

INRA

RÉSUMÉ – La concentration industrielle n'a cessé d'augmenter ces 20 dernières années. Cette concentration est présente autant chez les producteurs que chez les distributeurs. Il est donc devenu primordial de mesurer le pouvoir de marché des différents acteurs et d'analyser les interactions concurrentielles entre ces divers intermédiaires. Les méthodes d'économétrie structurelle permettent de mesurer empiriquement ce pouvoir de marché. Cet article propose donc une revue de la littérature sur les méthodologies structurelles permettant d'estimer les marges des acteurs du marché à partir de paramètres estimés de la demande et de tester différentes interactions stratégiques entre les membres de l'industrie. L'objectif est de faire le point sur les modèles utilisés pour estimer la demande, en l'occurrence les modèles de choix discrets tels que les logit multinomiaux, et de résumer les méthodes permettant d'obtenir les paramètres structurels des modèles de concurrence oligopolistique entre distributeurs et producteurs. Nous présenterons également les développements récents de la modélisation des interactions stratégiques et des relations verticales entre producteurs et distributeurs ainsi que les méthodes permettant de tester différentes hypothèses sur les relations horizontales et verticales.

ABSTRACT – *Econometrics of Competition between Differentiated Products: Theory and Empirical Methods.* The evolution of the industrial concentration has lead to a change in the relationships between manufacturers and retailers. This paper focuses on the measure of market power and the analysis of the competitive interactions between manufacturers and retailers. The analysis of horizontal and vertical relationships is based on structural econometric methods. To measure the market power, price-cost margins at manufacturers and retailers levels are recovered from demand estimated parameters and different hypothesis of strategic interactions are tested. This paper proposes a survey of this literature where discrete choice models, such as multinomial logit models, the modelisation of strategic vertical interactions and non-nested tests for competing models are developed.

* Je remercie l'éditeur ainsi que deux rapporteurs anonymes grâce à qui cet article a été grandement amélioré. Je reste seule responsable des erreurs et imperfections.

INTRODUCTION

Pour la plupart des biens de consommation, les filières sont composées de puissants distributeurs et producteurs grâce à de nombreuses fusions / acquisitions en amont et à la création et au regroupement de centrales d'achat en aval. Par exemple, les parts de marché des cinq plus grands distributeurs français sont passées de 33,5 % en 1993 à 82 % en 2005. Il est donc important de mesurer le pouvoir de marché au sein d'une filière et de comprendre la nature des interactions concurrentielles entre les industriels ainsi que les relations existantes entre les industriels et les distributeurs. Pour analyser les relations horizontales et verticales au sein d'une filière, deux approches existent : l'approche en forme réduite soutenue par la *Cowles Commission* et l'approche structurelle issue de la littérature NEIO (*New empirical industrial organisation*) introduite par Bresnahan (1981). L'approche économique structurelle de la modélisation de l'offre et de la demande est basée sur la critique de Lucas (1976). Selon Lucas, les modèles en forme réduite n'explicitent pas le lien qui existe entre les décisions de politique économique et les anticipations des agents. En effet, ces modèles estiment l'impact des mesures de politique économique « toutes choses égales par ailleurs », notamment en laissant inchangées les anticipations des agents. Par conséquent, ils ne mesurent que l'impact des modifications non anticipées de politique économique. Si les agents corrigent systématiquement les anticipations, les modèles non structurels surestiment alors l'importance des modifications de politique économique. Hansen et Sargent (1980) ont montré que le problème soulevé par Lucas peut être résolu à condition de faire reposer l'estimation sur des modèles structurels plutôt que sur des formes réduites.

L'objectif de cet article est de présenter une revue de la littérature sur la mesure du pouvoir de marché et les méthodes d'inférence sur le type de concurrence entre producteurs et distributeurs. Nous nous sommes basés sur des articles issus de l'approche structurelle s'intéressant à la fois aux problèmes liés à l'estimation de la demande et à la modélisation des comportements stratégiques des industriels et des distributeurs. Dans cette revue de la littérature, nous n'aborderons pas les modèles où l'offre et la demande sont modélisées simultanément (Feenstra et Levinsohn, 1995). En effet, ces modélisations exigent des hypothèses restrictives supplémentaires sur les termes d'erreur des équations de demande et de coût, non nécessaires dans l'approche en deux étapes abordée ici.

L'idée de base de la modélisation structurelle des interactions stratégiques entre les entreprises sur un marché peut être décrite suivant l'intuition donnée par Rosse (1970) dans le cas d'un monopole. Habituellement, l'économètre ne dispose que de données sur la demande telles que les prix, les quantités et les valeurs de caractéristiques observables du produit. Un modèle de demande peut alors être spécifié et des paramètres estimés. En revanche, l'économètre a peu d'information sur les coûts de production des produits. Or, la mesure du pouvoir de marché au sein d'une filière nécessite le calcul des marges et donc la connaissance des coûts de production. Pour contourner ce problème, Rosse (1970) montre que le

coût marginal peut être déduit de la condition de premier ordre du problème de maximisation du profit de l'entreprise et ne dépend que des données de prix, de quantités, des variables observables ainsi que des valeurs des paramètres déduits de l'estimation de la demande. La spécification de la fonction de demande ainsi que des hypothèses faites sur les relations stratégiques entre les différents acteurs des filières détermine alors la flexibilité du modèle structurel.

Dans un marché oligopolistique où les produits sont différenciés et les préférences des consommateurs hétérogènes, la modélisation de leur comportement affecte les élasticités de la demande et, par conséquent, l'estimation du degré de concurrence au sein de l'industrie. Pour étudier le comportement des consommateurs, on utilise généralement des modèles de choix exclusifs discrets, où l'ensemble des alternatives possibles est fini, se concentrant ainsi sur le problème de choix entre produits concurrents et non sur les quantités. Le nombre de produits disponibles étant en général relativement important, le nombre d'élasticités à estimer augmente considérablement. McFadden (1973) résout ce problème en utilisant dans l'estimation de la demande les caractéristiques des produits et non les produits eux-mêmes. Les équations de demande sont alors déduites de l'agrégation des choix individuels en maximisant l'utilité des consommateurs en fonction des caractéristiques des produits. À partir de cette idée, deux approches ont été développées : l'approche déterministique et l'approche à utilité aléatoire. Dans la première approche, Bresnahan (1987) construit les équations de demande en faisant deux hypothèses. Toutes les caractéristiques des produits peuvent être résumées en une seule, appelée qualité du produit, en utilisant une fonction appropriée des caractéristiques des produits. La perception de la qualité par les consommateurs est supposée être uniformément distribuée. Feenstra et Levinsohn (1995) généralisent ce travail en introduisant la multidimensionnalité. Cette approche est empiriquement utile lorsque les caractéristiques importantes affectant le choix des consommateurs sont observées. Or, dans la plupart des cas, beaucoup de caractéristiques ne le sont pas. Par conséquent, une deuxième approche, l'approche à utilité aléatoire, est utilisée. L'utilité spécifiée tient alors compte de l'hétérogénéité des préférences des consommateurs et se décompose, pour chaque consommateur, comme la somme d'un élément fonction d'attributs observés et d'un élément inobservé. Afin de résoudre le problème d'observabilité des attributs et des préférences, on peut alors considérer ces éléments inobservés comme des variables aléatoires dont on spécifiera certaines propriétés distributionnelles. On obtient alors des modèles à utilité aléatoire où l'utilité est composée d'un élément déterministe et d'une partie aléatoire. Suivant les propriétés distributionnelles que l'on impose à la partie aléatoire, on obtient différents modèles de choix discrets tels que le modèle logit multinomial, le modèle logit emboîté ou le modèle logit à coefficients aléatoires. Le modèle le plus largement utilisé est le modèle logit multinomial. Ce modèle suppose l'indépendance des alternatives non pertinentes. Cette hypothèse, bien que restrictive, facilite le calcul des probabilités d'achat. McFadden (1978) développe le modèle logit emboîté permettant de classer les alternatives en différents groupes. Nous pouvons ainsi supposer que les facteurs

inobservés ont une corrélation identique pour des alternatives appartenant à un même groupe et n'ont aucune corrélation pour des alternatives appartenant à des groupes différents. Ce modèle permet de relâcher l'hypothèse des alternatives non pertinentes pour des alternatives appartenant à un même groupe en sachant que cette hypothèse reste valide pour des alternatives appartenant à des groupes différents. La forme des probabilités reste assez simple et permet une forme analytique des élasticités (Berry, 1994). Cependant, le modèle logit multinomial simple et le modèle logit emboîté ne permettent pas de prendre en compte toute forme d'hétérogénéité non observée des consommateurs (McFadden et Train, 2000). Pour résoudre ce problème, le modèle logit à coefficients aléatoires fut introduit par Boyd et Mellman (1980) et Cardell et Dunbar (1980). Développé par Berry, Levinsohn et Pakes (1995), sa mise en oeuvre est plus compliquée et implique de devoir faire appel à des méthodes de simulations pour calculer les probabilités d'achat dès que la dimension des paramètres est relativement grande (Nevo, 2001 et Petrin, 2002). D'autres modèles, le *Almost Ideal Demand System* (Deaton et Muellbauer, 1980) ou le *Multistage Budgeting* (Edgerton, 1997), ne seront pas abordés car ils sont peu utilisés dans l'analyse des relations verticales. Ils permettent néanmoins d'estimer les élasticités de la demande.

Pour la modélisation des interactions concurrentielles entre les différents acteurs, trois approches empiriques se sont succédées dans la littérature. L'approche usuelle, utilisée par Berry (1994), Berry, Levinsohn et Pakes (1995), Nevo (2000b et 2001) et Slade (2004), consiste à ne prendre en compte que la concurrence entre producteurs. La deuxième approche plus récente introduit un distributeur stratégique et permet d'étudier non seulement la concurrence entre producteurs mais également les relations entre plusieurs producteurs et un distributeur (Kadiyali, Chintagunta et Vilcassim, 2000; Sudhir, 2001; Villas-Boas et Zhao, 2005). Berto Villas-Boas (2007), Bonnet, Dubois et Simioni (2005) et Bonnet et Dubois (2007) généralisent ce modèle en étudiant les relations entre plusieurs distributeurs et plusieurs producteurs. Grâce à des développements théoriques récents de Rey et Vergé (2004b), Bonnet, Dubois et Simioni (2005) et Bonnet et Dubois (2007) modélisent aussi le cas de la concurrence en contrats à tarif binôme entre les distributeurs et les producteurs.

L'économétrie structurelle permet également de tester différentes hypothèses d'interactions stratégiques entre les acteurs d'une filière. Gasmî, Laffont et Vuong (1992) utilisent le test de Vuong (1989) pour des modèles non emboîtés. En comparant les modèles de concurrence deux à deux, ce test permet de déterminer les comportements des industriels et des distributeurs qui expliquent de la façon la plus probable les données. Le test de Vuong (1989) s'applique dans le contexte de l'estimation par maximum de vraisemblance. Rivers et Vuong (2002) généralisent ce test à une classe plus large de méthodes d'estimation. Peu d'articles traitant de la concurrence entre produits différenciés testent les modèles excepté Kadiyali, Chintagunta et Vilcassim (2000), Sudhir (2001), Bonnet, Dubois et Simioni (2005), Berto Villas-Boas (2007) et Bonnet et Dubois (2007).

Cet article est organisé de la façon suivante. La première section expose les différents modèles de demande utilisés dans la littérature. Certains aspects pratiques comme la définition du bien externe, le choix du type de données et l'utilisation des méthodes de simulation pour calculer les probabilités d'achat de produits sont également abordés ainsi que la méthode d'estimation de Berry, Levinsohn et Pakes (1995) et le choix des variables instrumentales. La deuxième section expose les différentes façons de modéliser les interactions stratégiques existantes entre producteurs et distributeurs tout en tenant compte également des relations verticales. La troisième section aborde la sélection des modèles de concurrence. La dernière section présente les conclusions et des directions de recherche.

1. DEMANDE

Dans cette section, nous abordons la modélisation du comportement des consommateurs et nous présentons les modèles de choix discrets les plus largement utilisés dans la littérature.

Un modèle à utilité aléatoire permet de prendre en compte l'hétérogénéité des préférences dans la demande. Certains facteurs d'hétérogénéité peuvent être observés et d'autres non. L'hétérogénéité non observée par l'économètre peut provenir des attributs des produits et des caractéristiques des consommateurs. Un consommateur $i \in I$ fait face à un choix dans un ensemble de J alternatives. Pour chaque alternative $j \in J$, il obtient un certain niveau d'utilité U_{ij} . Le consommateur i choisit l'alternative j si elle lui procure la plus grande utilité : $\forall k \neq j, U_{ij} > U_{ik}$. Certains attributs x_j de l'alternative j et certaines caractéristiques D_i du consommateur i sont observés et d'autres ne le sont pas. Par conséquent, l'utilité indirecte du consommateur pour le bien j peut être décomposée de la façon suivante : $U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}$ où V_{ij} est une fonction des caractéristiques observées et ε_{ij} est un terme aléatoire qui capture les facteurs non observés affectant l'utilité. Différents modèles seront alors obtenus en fonction de la spécification choisie pour la distribution de ε_{ij} .

1.1 *Modèle général*

Afin d'estimer un modèle de demande adapté à l'analyse de la concurrence entre produits différenciés, nous utilisons des modèles de choix discrets permettant de tenir compte dans la spécification du modèle de la demande de la différenciation des produits. Nous décrivons dans cette partie le modèle logit à coefficients aléatoires, utilisé par Berry, Levinsohn et Pakes (1995), et Nevo (2000a, 2000b et 2001). Nous supposons que le consommateur choisit une seule unité de bien et nous n'aborderons pas les modèles où les consommateurs achètent plusieurs unités de la même alternative (Hanemann, 1984) ainsi que des modèles où les consommateurs font des choix multiples (Hendel, 1999).

Le modèle logit à coefficients aléatoires permet de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée des consommateurs et les hypothèses faites sur la distribution

du terme aléatoire ε_{ijt} sont peu restrictives, lui permettant d'être aussi flexible que possible. McFadden et Train (2000) montrent que tout modèle à utilité aléatoire peut être arbitrairement approché par un modèle logit à coefficients aléatoires. Plus particulièrement, ils montrent que les probabilités d'achat d'un modèle de choix discrets issu d'un modèle à utilité aléatoire diffèrent très peu des probabilités d'un modèle logit à coefficients aléatoires.

L'utilité indirecte U_{ijt} du consommateur i pour l'achat de l'alternative j dans la période t peut alors être spécifiée de la façon suivante :

$$U_{ijt} = x_{jt} \beta_i + \alpha_i (y_i - p_{jt}) + \xi_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

pour $i = 1, \dots, I$, $j = 1, \dots, J$ et $t = 1, \dots, T$ et où x_{jt} est un vecteur de K caractéristiques observées du produit j à la période t , y_i le revenu du consommateur i , p_{jt} le prix du produit j en t , ξ_{jt} l'utilité commune à tous les consommateurs procurée par les caractéristiques inobservées du produit j en t , β_i un vecteur de coefficients spécifiques au consommateur i de dimension K , α_i mesure la sensibilité au prix du consommateur i et ε_{ijt} un terme d'utilité inobservé spécifique au consommateur i , au produit j et à la période t . D'autres spécifications pour l'utilité sont possibles comme par exemple celle de Berry, Levinsohn et Pakes (1995) qui inclut un effet revenu non linéaire.

Les préférences des consommateurs sont hétérogènes et sont supposées affectées par leurs caractéristiques individuelles. Ces dernières se composent de d variables démographiques D_i observées et de caractéristiques additionnelles v_i non observées. Les coefficients spécifiques aux individus α_i et β_i sont alors modélisés de la façon suivante :

$$\begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} + \Pi D_i + \Sigma v_i$$

où Π est une matrice $(K+1) \times d$ de coefficients qui mesurent la variation des goûts des consommateurs pour les attributs en fonction des variables démographiques et Σ une matrice $(K+1) \times (K+1)$ de paramètres permettant une variance différente pour chaque caractéristique additionnelle v_i ainsi qu'une possible corrélation entre elles. La distribution des variables démographiques D_i est notée $P_D^*(D)$ et la distribution des caractéristiques additionnelles v_i est notée $P_v^*(v)$. Lorsque les caractéristiques des consommateurs ne sont pas observées directement, il est possible d'utiliser la distribution des variables démographiques D_i que l'on peut obtenir grâce notamment à des données de recensement sur la population considérée. Pour des caractéristiques additionnelles, on spécifie en général $P_v^*(v)$ par une distribution paramétrique (gaussienne par exemple).

On suppose également que le consommateur peut ne pas acheter un des J biens considérés. On introduit ainsi un bien externe. Si le consommateur n'avait pas la possibilité de choisir un substitut aux J alternatives, la demande dépendrait uniquement de la différence des utilités entre les J alternatives. Par conséquent,

toutes choses égales par ailleurs, une augmentation générale des prix de tous les produits considérés ne changerait pas les quantités totales achetées. Il est donc important d'introduire un bien externe. L'utilité indirecte associée à ce bien peut être spécifiée comme :

$$U_{i0t} = \alpha_i v_i + \xi_{0t} + \Pi_0 D_i + \sigma_0 v_{i0} + \varepsilon_{i0t}.$$

Cependant, l'utilité moyenne du bien externe ξ_{0t} n'est pas identifiée et peut donc être normalisée à zéro. Les coefficients Π_0 et σ_0 ne sont pas identifiables séparément des coefficients du terme constant spécifique à l'individu dans l'équation (1) et peuvent donc aussi être normalisés à zéro. De plus, étant donné que le terme $\alpha_i v_i$ est commun à tous les produits, il est alors équivalent de normaliser l'utilité du bien externe à zéro (Nevo, 2000a).

Les consommateurs choisissent l'alternative maximisant leur utilité. Étant donné que, dans ce modèle, un individu est défini comme un vecteur de variables démographiques, de caractéristiques et de chocs spécifiques aux produits ($D_i, v_i, \varepsilon_{i0t}, \dots, \varepsilon_{iJt}$), on peut définir l'ensemble des caractéristiques individuelles amenant au choix du produit j . Notons cet ensemble $A_{jt}(x_i, p_i; \theta) = \{(D_i, v_i, \varepsilon_{i0t}, \dots, \varepsilon_{iJt}) \mid u_{ijt} \geq u_{ilt}, \forall l = 0, 1, \dots, J\}$ où $\theta = (\alpha, \beta, \Pi, \Sigma)$. En supposant l'hypothèse d'indépendance entre ε, v et D , la part de marché du produit j s'écrit :

$$s_{jt}(x_i, p_i; \theta) = \int_{A_{jt}} dP^*(D, v, \varepsilon) = \int_{A_{jt}} dP^*(\varepsilon) dP^*(v) dP^*(D)$$

où P^* décrit les fonctions de répartition des variables aléatoires.

En intégrant par rapport à la distribution de ε_{ijt} , supposées indépendantes et identiquement distribuées selon la loi des valeurs extrêmes de type I¹, la probabilité d'achat du bien j pour un individu i à la période t est alors donnée par :

$$\begin{aligned} s_{ijt} &= P(U_{ijt} > U_{ikt}, \forall k \neq j, k \in 0, 1, \dots, J \mid x_{jt}, p_{jt}, D_i, v_i) \\ &= \frac{\exp(x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt} + [-p_{jt}, x_{jt}](\Pi D_i + \Sigma v_i))}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(x_{kt}\beta - \alpha p_{kt} + \xi_{kt} + [-p_{kt}, x_{kt}](\Pi D_i + \Sigma v_i))} \end{aligned}$$

et la probabilité d'achat agrégée ou part de marché du bien j s'écrit alors :

$$s_{jt} = \int s_{ijt} dP_D^*(D) dP_v^*(v).$$

Les élasticités prix de la demande du bien j par rapport au bien k prennent alors la forme suivante :

1. Sa densité est $f(\varepsilon) = \exp(-\varepsilon) \exp(-\exp(-\varepsilon))$ et sa fonction de répartition est $F(\varepsilon) = \exp(-\exp(-\varepsilon))$.

$$\eta_{jk} = \begin{cases} -\frac{p_j}{s_j} \int \alpha_i s_{ijt} (1 - s_{ijt}) dP_D^*(D) dP_V^*(v), & \text{si } j = k \\ \frac{p_k}{s_k} \int \alpha_i s_{ijt} s_{ikt} dP_D^*(D) dP_V^*(v), & \text{sinon.} \end{cases}$$

Ces élasticités prix montrent que, lorsque le prix du produit j varie, les parts de marché des autres produits varient différemment selon leurs attributs et ceux du produit j . L'introduction des variables démographiques et des caractéristiques individuelles des consommateurs dans le modèle permet de prendre en compte l'hétérogénéité des préférences des consommateurs. Ce modèle à coefficients aléatoires permet de capter de façon flexible les substitutions qui existent entre marques. Cependant, ce modèle ne permet pas de fournir une forme analytique de l'intégrale intervenant dans les probabilités d'achat.

1.2 Cas particuliers : le modèle logit multinomial simple et le modèle logit multinomial emboîté

Nous présentons dans cette partie deux modèles de choix discrets issus du modèle général (Berry, 1994). Ces modèles sont déduits de restrictions faites sur les distributions des différentes variables aléatoires affectant les préférences des consommateurs. Ces hypothèses permettent une écriture plus simple des probabilités d'achat et donc des élasticités de la demande.

Dans le modèle logit multinomial simple, on suppose que l'hétérogénéité des consommateurs n'est présente qu'à travers le choc aléatoire ε_{ijt} , autrement dit que $\alpha_i = \alpha$ et $\beta_i = \beta$. L'utilité du consommateur pour chaque bien j s'écrit alors :

$$U_{ijt} = x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt} + \varepsilon_{ijt}.$$

Ce modèle permet alors une forme analytique pour l'expression des parts de marché.

$$s_{jt} = \frac{\exp(x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt})}{\sum_{k=0}^J \exp(x_{kt}\beta - \alpha p_{kt} + \xi_{kt})}.$$

Dans ce cas, les élasticités prix de ce modèle s'écrivent :

$$\eta_{jk} = \begin{cases} \alpha p_j (1 - s_j), & \text{si } j = k \\ -\alpha p_k s_k, & \text{si } j \neq k. \end{cases}$$

L'élasticité prix croisée de la demande du produit j par rapport au produit k ne dépend que du produit k quelque soit le produit $j \neq k$ qui est considéré. Par conséquent, lorsque le prix d'un produit varie, le pourcentage de variation des parts de

marché des autres produits est le même. De plus, ce modèle possède une propriété appelée la propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes impliquant que le rapport des probabilités $\frac{s_{jt}}{s_{kt}}$ est indépendant des alternatives autres que j et k ². Le modèle logit multinomial simple est donc un modèle qui ne capte pas de façon flexible les substitutions pouvant exister entre alternatives.

Des hypothèses supplémentaires sur la distribution de ε_{ijt} permettent d'obtenir une autre forme analytique des parts de marché et offre une plus grande flexibilité dans les propriétés de la demande. Le modèle logit multinomial emboîté, extension du modèle logit multinomial simple, est approprié si l'ensemble des alternatives auxquelles font face les consommateurs peut être divisé en sous-ensembles dans lesquels les propriétés suivantes sont vérifiées :

- La propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes est vérifiée pour les alternatives appartenant au même groupe.
- La propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes n'est pas vérifiée pour des alternatives n'appartenant pas au même groupe, et le rapport des probabilités peut alors dépendre des attributs des autres alternatives.

On suppose que chaque produit appartient à un groupe $g \in \{0, 1, \dots, G\}$. Le bien externe est placé dans le groupe 0. On suppose que le terme d'erreur peut s'écrire (McFadden, 1978) : $\varepsilon_{ijt} = \zeta_{igt} + (1 - \sigma_g) v_{ijt}$ où v_{ijt} est indépendant et identiquement distribué selon une loi des valeurs extrêmes de type I et où ζ_{igt} est commun à tous les produits du groupe g et a une fonction de répartition qui dépend seulement de σ_g , avec $0 \leq \sigma_g < 1$ ³. Le paramètre σ_g mesure le degré de corrélation des attributs non observés dans le groupe g . Lorsque σ_g tend vers 1, les préférences pour les biens du groupe g deviennent parfaitement corrélés signifiant que les biens appartenant au groupe g sont perçus comme des substituts parfaits. Lorsque σ_g est égal à 0 pour $g = 1, \dots, G$, le modèle équivaut à un modèle logit multinomial simple car les préférences pour les biens appartenant à chaque groupe g ne sont pas corrélées.

Dans ce cas, la forme analytique des parts de marché pour le bien $j \in J_g$ à la période t , obtenue en intégrant par rapport à la loi des valeurs extrêmes de ε , est :

2. La propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes signifie que les élasticités croisées pour une alternative j sont identiques pour n'importe quelle alternative $k \neq j$. Cette hypothèse est très restrictive car si le prix du bien j augmente, les consommateurs auront tendance à substituer au bien j un bien $k \neq j$ ayant des caractéristiques similaires à j . Dans ce cas-là, l'élasticité prix croisée pour k sera plus forte que pour tout autre bien k' ayant des caractéristiques plus éloignées de j .

3. Cardell (1997) montre qu'il existe une unique distribution pour ζ vérifiant la propriété suivante : si ε est une variable aléatoire qui suit une loi à valeurs extrêmes alors $\zeta + (1 - \sigma) \varepsilon$ suit également une loi à valeurs extrêmes.

$$s_{jt} = \bar{s}_{j/g} \bar{s}_{gt}$$

$$\text{où } \bar{s}_{j/g} = \frac{\exp\left(\frac{x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt}}{1 - \sigma_g}\right)}{\frac{\exp(I_g)}{1 - \sigma_g}} \text{ est la part de marché du bien } j \text{ au sein du groupe}$$

g en t et $\bar{s}_{gt} = \frac{\exp(I_g)}{\exp(I)}$ est la part de marché du groupe g en t avec I_g et I les valeurs d'inclusion définies par :

$$I_g = (1 - \sigma_g) \ln \sum_{j \in J_g} \exp\left(\frac{x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt}}{1 - \sigma_g}\right)$$

$$\text{et } I = \ln \sum_{j \in J} \exp(I_g).$$

Le modèle logit emboîté est un modèle plus général où les substitutions sont plus flexibles que dans le modèle logit multinomial simple. Lorsque le prix d'un produit k appartenant au groupe g varie, les élasticités prix du produit j ne sont pas les mêmes si j appartient au groupe g ou si j appartient à un autre groupe. Les élasticités prix de la demande du bien j par rapport au bien k sont alors les suivantes :

$$\eta_{jk} = \begin{cases} \frac{\alpha}{1 - \sigma_g} p_j (\sigma_g \bar{s}_{j/g} + (1 - \sigma_g) s_j - 1), & \text{si } j = k \\ \frac{\alpha}{1 - \sigma_g} p_k ((1 - \sigma_g) \bar{s}_{k/g} + \sigma_g s_k), & \text{si } j \neq k \text{ et } j, k \in g \\ \alpha p_k s_k, & \text{si } j \in h \text{ et } k \in g. \end{cases}$$

Lorsque le prix d'un produit k appartenant à g varie, toutes les parts de marché des autres produits appartenant à g varient de façon identique et toutes les parts de marché des produits appartenant aux autres groupes que g varient de la même façon. Par conséquent, même si le modèle logit emboîté est plus général que le modèle logit multinomial simple, il reste tout de même peu flexible comparé au modèle logit à coefficients aléatoires⁴.

4. Le modèle logit emboîté est un cas particulier du modèle logit à coefficients aléatoires car il permet d'interpréter l'utilité associée à ce modèle $U_{ijt} = \delta_{jt} + \zeta_{ig} + (1 - \sigma) \epsilon_{ijt}$ comme l'utilité d'un modèle logit à coefficients aléatoires impliquant des coefficients aléatoires ζ_{ig} seulement sur les indicatrices spécifiques aux groupes. Ainsi l'utilité peut se réécrire $U_{ijt} = \delta_{jt} + \sum_g d_{jg} \zeta_{ig} + (1 - \sigma) \epsilon_{ijt}$ avec d_{jg}

Nous avons présenté le cas simple du modèle logit emboîté à deux niveaux, mais plusieurs niveaux peuvent être introduits. Goldberg (1995) considère le cas à cinq niveaux et Brenkers et Verboven (2006) celui à trois niveaux.

1.3 Aspects pratiques

Dans cette section, nous énumérons les problèmes pratiques rencontrés dans la mise en oeuvre de l'estimation des modèles logit multinomiaux.

Bien externe

Dans l'estimation de la demande, l'introduction du bien externe est nécessaire et sa détermination est cruciale. Sa part de marché est égale à la différence entre la taille totale du marché, c'est-à-dire la quantité maximale de produit pouvant être achetée par la population étudiée, et la somme des parts de marché des biens considérés. La taille totale du marché n'est en général pas connue par l'économetre et son choix est important car il détermine le niveau des élasticités prix. Foncel et Ivaldi (2005) montrent de quelle manière la taille du marché influence le niveau d'utilité. Ainsi, plus la taille augmente, plus l'utilité pour chaque bien considéré diminue et par conséquent plus les élasticités sont grandes. Plusieurs approches sont utilisées pour la calculer. Besanko, Gupta et Jain (1998) utilisent des données individuelles pour calculer, chaque semaine, la part de non-achat du produit considéré en se basant sur la proportion de visites dans le magasin par un ménage. Dans une période de temps donnée, Nevo (2000b) calcule la consommation moyenne d'un produit pour un consommateur multipliée par la taille de la population. Chintagunta (2000) multiplie le nombre de visites des ménages par la quantité moyenne d'achat (calculée par la méthode de Nevo, 2000b). D'autres, comme Berto Villas-Boas (2007) qui avait restreint l'ensemble de choix aux marques et aux distributeurs les plus importants, étendent la demande à tous les choix proposés aux consommateurs sur l'ensemble des distributeurs de la zone géographique étudiée, prenant ainsi en compte les marques du produit qui ne sont pas considérées dans son analyse et les distributeurs de petites tailles. Bonnet, Dubois et Simioni (2005) considèrent, pour la demande du bien externe, la demande totale d'autres produits substitués observés dans les données.

Foncel et Ivaldi (2005) testent plusieurs tailles de marché et montrent que les résultats des élasticités sont relativement sensibles au choix de cette taille. Ainsi, il est important de tester la robustesse du modèle de demande avec différentes tailles.

une indicatrice égale à 1 si $j \in J_k$ et 0 sinon et devient analogue à celle d'un modèle logit à coefficients aléatoires en permettant seulement des corrélations entre les groupes de produits similaires. En effet, un coefficient aléatoire pouvant s'écrire $\beta_{jk} = \beta_k + \sigma_k \zeta_{jk}$ où β_k est le niveau moyen du paramètre pour le produit k et ζ_{jk} est identiquement et indépendamment distribué de moyenne nulle, l'utilité d'un modèle logit à coefficients aléatoires peut alors s'écrire $U_{ijt} = \delta_{jt} + \sum_k x_{jk} \sigma_k \zeta_{ik} + \varepsilon_{ijt}$.

Type de données

Deux types de données sont généralement rencontrées : des données dites agrégées au niveau des ventes totales par produit et des données individuelles au niveau des achats des consommateurs. Les modèles logit multinomiaux sont le plus souvent estimés sur données agrégées. Ce type de données comprend les parts de marché et les prix moyens pour chaque bien et période considérés ainsi que les attributs des produits et des caractéristiques démographiques des consommateurs. Cependant, des données individuelles sont aussi parfois disponibles. Elles donnent une information plus riche que les données agrégées notamment en permettant un lien entre les caractéristiques de l'achat et celles du consommateur. Les données comportent généralement la date, la marque achetée, la quantité, le prix et les attributs du produit ainsi que les caractéristiques du consommateur ayant effectué l'achat. Peu d'applications empiriques ont utilisé ces modèles sur données individuelles. Revelt et Train (1998) tiennent compte de l'utilité inobservée dans les choix répétés de chaque consommateur pour estimer l'impact des réductions ou crédits sur le choix de réfrigérateurs de très bonne qualité. Bonnet et Simioni (2001) estiment la distribution des consentements marginaux à payer pour une appellation d'origine contrôlée sur le marché français du camembert. Bonnet (2004) analyse la perception des marques et notamment des marques de distributeurs sur le marché des eaux plates natures embouteillées en France. Goldberg (1995) étudie le comportement des consommateurs pour l'achat d'un véhicule dans le but de mesurer le pouvoir de marché des différents acteurs de la filière. À travers un modèle logit emboîté, elle segmente le marché américain de l'automobile en un ensemble de choix successifs : acheter ou ne pas acheter une automobile, choisir une voiture neuve ou d'occasion, opter pour une catégorie (sports, standard, luxueuse...), préférer une origine (voiture étrangère ou nationale) et enfin sélectionner le modèle de la voiture.

La mesure du pouvoir de marché avec des données individuelles pour estimer la demande reste donc une option trop peu explorée qui pourtant permet une prise en compte plus précise des préférences hétérogènes des consommateurs.

Forme des probabilités d'achat

Suivant les hypothèses faites sur la distribution des caractéristiques des consommateurs $(D_i, v_i, \varepsilon_i)$, nous obtenons les différents modèles que nous avons présentés précédemment : le modèle logit multinomial simple, le modèle logit emboîté et le modèle logit à coefficients aléatoires. Les deux premiers modèles ont l'avantage d'avoir une expression analytique pour les parts de marché. En revanche, la part de marché calculée par le modèle logit à coefficients aléatoires est une intégrale dont la dimension dépend de la dimension des caractéristiques individuelles aléatoires (D_i, v_i) . Si cette dimension est petite, les parts de marché peuvent être calculées analytiquement ou en utilisant des méthodes d'intégration numériques telles que la méthode par quadrature de Gauss-Hermite (Judd, 1998). Si cette dimension est grande, une méthode de simulation peut alors être utilisée pour approcher les parts

de marché. Des tirages aléatoires \tilde{D}_l et \tilde{v}_l des deux distributions P_D^* (D) et P_v^* (v) sont effectués pour $l = 1, \dots, R$. La part de marché simulée s'écrit :

$$s_{jt} = \frac{1}{R} \sum_{l=1}^R s_{ijt}(\tilde{D}_l, \tilde{v}_l).$$

Afin d'éviter un grand nombre de tirages aléatoires R , l'utilisation des nombres de Halton (Train, 2000 et Bhat, 2001) permet de réduire le temps de calcul des parts de marché simulées.

1.4 Méthode d'estimation sur données agrégées

Dans les données agrégées généralement disponibles, certains attributs des produits ne sont généralement pas observés par l'économetre. Or, ces attributs expliquent non seulement les parts de marché mais également les prix de ces biens. Le terme d'erreur de l'équation de demande, permettant de tenir compte de l'erreur d'estimation due à ces attributs inobservés, est alors corrélé avec le prix. La procédure d'estimation proposée par Berry, Levinsohn et Pakes (1995) pour tenir compte de l'endogénéité des prix fait appel à la méthode des moments généralisés. Cette méthode nécessite l'utilisation de variables instrumentales dont le choix est crucial.

Algorithme de Berry, Levinsohn et Pakes

L'estimation des modèles de choix discrets présentés précédemment peut être résolue en minimisant l'écart entre les parts de marchés prédites et les parts de marché observées :

$$\min_{\theta} \|s(x, p, \xi, \theta) - S\|$$

où $s(\cdot)$ représente les parts de marché estimées, S les parts de marché observées et $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ l'ensemble des paramètres à estimer avec $\theta_1 = (\alpha, \beta)$ et $\theta_2 = (\Pi, \Sigma)$. La norme $\|\cdot\|$ est la norme euclidienne.

Dans la pratique, le nombre de paramètres à estimer dans ce problème de minimisation non linéaire peut être très grand notamment si des indicatrices de temps et de marque ont été introduites. Berry (1994) propose alors la méthode suivante. On considère l'équation de demande qui égalise les parts de marché observées S_j aux parts de marché prédites s_j par le modèle :

$$S_j = s_j(x, p, \xi, \theta) \quad \forall j \in J. \quad (2)$$

Pour le modèle logit multinomial simple ou le modèle logit emboîté, le système d'équations ci-dessus est linéaire et ne dépend que des niveaux moyens d'utilité $\delta_{jt} = x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt}$. Ces équations alors sont estimées par des doubles

moindres carrés ordinaires. Pour le modèle logit multinomial standard, l'équation de demande est la suivante :

$$\ln \left(\frac{s_{jt}}{s_{0t}} \right) = x_{jt} \beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt}.$$

Pour le modèle logit emboîté, l'expression analytique des parts de marché permet d'obtenir l'équation de demande suivante :

$$\ln \left(\frac{s_{jt}}{s_{0t}} \right) = x_{jt} \beta - \alpha p_{jt} + \sigma \ln \bar{s}_{jt/g} + \xi_{jt}.$$

Pour les modèles logit à coefficients aléatoires où l'hétérogénéité des consommateurs est introduite, le système d'équations est non linéaire. Berry, Levinsohn et Pakes (1995) proposent une procédure d'estimation en plusieurs étapes :

- Première étape : la part de marché prédite est approchée par

$$s_{jt} = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^R \frac{\exp(\delta_{jt} + [-p_{jt}, x_{jt}](\Pi D_i + \Sigma v_i))}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(\delta_{kt} + [-p_{kt}, x_{kt}](\Pi D_i + \Sigma v_i))}$$

où R est le nombre de tirages aléatoires issus de la distribution jointe des variables démographiques D et des caractéristiques inobservées v .

- Deuxième étape : pour des valeurs données des paramètres $\theta_2 = (\Pi, \Sigma)$, on résout le système d'équations non linéaires (2) en δ_{jt} par une méthode d'approximation⁵. On peut alors obtenir une estimation de ξ , notée w , en régressant δ_{jt} sur (x_{jt}, p_{jt}) .
- Troisième étape : on suppose une condition d'orthogonalité entre un ensemble de variables instrumentales Z et w tel que $E[Z'w(\theta)] = 0$ dont l'équivalent empirique est :

$$w(\theta)' \hat{W} \hat{Z}' w(\theta)$$

où \hat{W} est un estimateur de $[E[Z'ww'Z]]^{-1}$.

- Dernière étape : on estime les paramètres θ par la méthode des moments généralisés en minimisant la fonction objectif de l'étape précédente. Afin de réduire le temps d'optimisation, il est possible de remplacer cette étape

5. δ_{jt}^h est déduit de la méthode suggérée par Berry, Levinsohn et Pakes (1995). Elle consiste à calculer la série $\delta_{jt}^{h+1} = \delta_{jt}^h + \ln(S_{jt}) - \ln(s(p_{jt}, x_{jt}, \delta_{jt}^h; \theta_2))$ avec pour valeur initiale $\delta_{jt}^0 = \ln(S_{jt}) - \ln(S_{0j})$. Lorsque $\|\delta_{jt}^{h+1} - \delta_{jt}^h\|$ est plus petit que le niveau de tolérance fixé, δ_{jt}^h est une bonne approximation de δ_{jt} .

de minimisation en (θ_1, θ_2) en une étape de minimisation en θ_2 où θ_1 est remplacé par $\theta_1(\theta_2)$ une fonction venant de la condition de premier ordre de la minimisation en θ_1 .

Le choix des variables instrumentales

Les variables instrumentales doivent être corrélées avec le prix et indépendantes du terme d'erreur ξ_{jt} . Si les variables explicatives du modèle comportent des effets fixes produits et temporels alors les variables instrumentales doivent également varier dans le temps et selon les alternatives. Le raisonnement économique permet souvent de sélectionner des instruments pertinents. On peut cependant tester les restrictions sur identifiantes grâce au test de Sargan (1958) pour les doubles moindres carrés non linéaires ou de Hansen (1982) pour la méthode des moments généralisés.

Le prix du produit dépend fortement du prix des facteurs de production. Or ces derniers n'expliquent pas le choix des consommateurs et donc n'expliquent pas les parts de marché. Les variables de coût telles que les matières premières ou le coût du travail sont donc généralement de bons instruments (Bonnet, Dubois, Simioni, 2005). Cependant, ces instruments ne sont pas toujours disponibles.

Dans les modèles où les produits sont différenciés, la fonction d'utilité U_{ijt} ne dépend que des attributs du produit j et non de ceux des autres produits. Or les attributs des autres produits sont corrélés avec les prix du produit j via les marges issues des conditions de premier ordre de la maximisation du distributeur (voir section 2.1). Berry, Levinsohn et Pakes (1995) utilisent les sommes des caractéristiques des autres produits concurrents appartenant et n'appartenant pas au même producteur comme variables instrumentales. Ils disposent de données sur le marché de l'automobile et ceci sur une période de 20 ans. Les attributs des produits sont par conséquent variables dans le temps.

Nevo (2000b) utilise un autre ensemble d'instruments possibles. Il dispose de données sur plusieurs marchés géographiques et, par exemple, choisit comme instrument pour les prix du marché de Chicago, le prix moyen dans tous les autres marchés excluant Chicago. En effet, si les coûts de production des produits sont corrélés entre produits vendus dans des différents marchés (par exemple parce qu'ils font face aux mêmes coûts des intrants), alors ces prix seront corrélés entre eux bien que les chocs de demandes inobservés soient indépendants entre marchés. La validité de ce type d'instrument suppose que la demande soit indépendante entre marchés et qu'il n'y ait pas d'autocorrélation spatiale entre ces marchés. Dans le même esprit, Sudhir (2001) utilise les prix retardés comme instruments. Il suppose que les prix sont corrélés dans le temps et sont seulement corrélés avec les attributs non observés de la même période. Les prix retardés sont donc indépendants des caractéristiques non observées présentes dans le terme d'erreur de l'équation principale. De même, une autocorrélation temporelle des chocs de demande invaliderait de tels instruments et il convient donc d'adapter leur choix aux marchés et produits concernés.

2. OFFRE

Dans cette section, nous montrons comment estimer différents modèles structurels statiques de concurrence en prix à partir des paramètres de la demande estimés par les méthodes présentées dans la section précédente. Ces modèles de concurrence oligopolistique, basés sur la théorie des jeux, permettent de mesurer le pouvoir de marché des différents acteurs et de comprendre la nature des relations entre les différents agents. Ainsi, Berry, Levinsohn et Pakes (1995) et Nevo (2001) modélisent les relations entre les producteurs en supposant différentes interactions possibles. Sudhir (2001) et Berto Villas-Boas (2007) généralisent ce travail en modélisant les relations entre les producteurs mais également entre les producteurs et les distributeurs. Enfin, contrairement aux travaux précédents, Bonnet, Dubois et Simioni (2005) et Bonnet et Dubois (2007) autorisent la modélisation de contrats non linéaires entre producteurs et distributeurs.

2.1 *Modèle de concurrence entre producteurs vendant directement aux consommateurs*

La première approche a consisté à modéliser la concurrence entre les producteurs vendant directement au consommateur final. Cette approche est souvent utilisée pour les marchés où il n'existe pas d'intermédiaire distribuant le produit comme par exemple le marché de l'automobile. Elle a également été utilisée pour étudier les marchés de l'agroalimentaire négligeant ainsi le rôle de la distribution, intermédiaire de poids entre le producteur et le consommateur final. Dans cette approche, Berry, Levinsohn et Pakes (1995) et Nevo (2001) considèrent F entreprises, chacune produisant un sous-ensemble F_f des J marques considérées. Le profit de l'entreprise f , noté Π , est la somme des profits des marques lui appartenant :

$$\Pi_f = \sum_{j \in F_f} M(p_j - c_j) s_j(p)$$

où p_j est le prix de la marque j , c_j son coût marginal, $s_j(p)$ sa part de marché dans l'ensemble des produits incluant le bien externe et M la taille totale du marché. En supposant que les prix sont strictement positifs et qu'il existe un équilibre de Bertrand-Nash en stratégie pure, le producteur f fixe ses prix de façon à satisfaire les conditions de premier ordre issues de la maximisation du profit :

$$s_j(p) + \sum_{r \in F_f} (p_r - c_r) \frac{\partial s_r(p)}{\partial p_j} = 0 \text{ pour } j \in F_f.$$

On obtient un système de $\text{card}(F_f)$ équations linéaires à $\text{card}(F_f)$ inconnues que l'on peut résoudre pour obtenir les marges $p_r - c_r$ pour chaque produit r de F_f . En effet, les marges du producteur f s'écrivent de manière vectorielle : $p - c = (I_f S_p I_p)^{-1} I_f s(p)$ où S_p est la matrice des dérivées premières des parts de marché par rapport aux prix des distributeurs, $s(p)$ est le vecteur des parts de

marché et I_f est la matrice de propriété de l'entreprise f (matricé carrée de taille J avec $I_f(j, j)$ égal à 1 si l'entreprise f vend le produit j et 0 sinon). Cette matrice dépend de la structure de l'industrie et par conséquent, les marges varient en fonction de la structure considérée.

2.2 Concurrence et relations verticales entre producteurs et distributeurs : la double marginalisation

Les travaux présentés dans la partie précédente ne considèrent que les relations stratégiques entre les industriels. Or les distributeurs jouent un rôle important comme intermédiaire entre les producteurs et les consommateurs pour de nombreux marchés. Par conséquent, il paraît primordial d'intégrer l'étude des relations verticales et ainsi de prendre en compte les relations entre les industriels et les distributeurs. Nous présentons la concurrence en prix de Bonnet, Dubois et Simioni (2005) et de Berto Villas-Boas (2007) analysant les relations entre plusieurs distributeurs et plusieurs producteurs. D'autres approches, que nous n'aborderons pas dans cette revue de littérature, ont été proposées pour modéliser les relations verticales entre producteurs et distributeurs comme l'approche par les jeux en négociation de O'Brien et Shaffer (1992).

On considère le modèle de concurrence en prix où les distributeurs suivent les décisions des producteurs dans la fixation des prix. Chaque producteur fixe ses prix de gros. Étant donné les prix de gros des producteurs, chaque distributeur fixe ses prix de détail. La marge totale est constituée de la marge du distributeur et la marge du producteur.

Formellement, le profit d'un distributeur r peut s'écrire

$$\Pi_r = \sum_{j \in R_r} M(p_j - w_j - c_j) s_j(p)$$

où R_r est l'ensemble des produits vendus par le distributeur r , p_j le prix de détail du produit j , w_j le prix de gros de j et c_j le coût marginal de distribution (supposé constant par unité).

La marge du distributeur est déduite de la maximisation de son profit. L'inversion des conditions du premier ordre donne le vecteur des marges suivant :

$$\gamma = p - w - c = -(I_r S_p I_r)^{-1} I_r s(p)$$

où I_r est la matrice de propriété du distributeur r avec $I_r(j, j)$ égal à 1 si le distributeur r vend le produit j et sinon 0.

Le profit du producteur f est donné par l'expression suivante :

$$\Pi_f = \sum_{j \in F_f} M(w_j - \mu_j) s_j(p)$$

où F_f est l'ensemble des produits vendus par le producteur f durant la période t et μ_j le coût marginal de production du bien j (supposé constant par unité) produit par f .

Les marges du producteur sur chaque produit sont déduites de la maximisation de son profit qui donne de nouveau un système d'équations linéaires inversibles tel que :

$$\Gamma = w - \mu = -(I_f P_w S_p I_f)^{-1} I_f s(p)$$

où P_w est la matrice des dérivées du prix de détail par rapport aux prix de gros. Cette matrice est déduite de la dérivée par rapport aux prix de gros des conditions du premier ordre des distributeurs.

Par conséquent, la somme des marges des distributeurs et des producteurs est donnée par :

$$\gamma + \Gamma = p - c - \mu = -(I_r S_p I_r)^{-1} I_r s(p) - (I_f P_w S_p I_f)^{-1} I_f s(p).$$

Ainsi nous obtenons les marges totales ainsi que les marges des distributeurs et des producteurs en fonction des paramètres de la demande et de la structure de l'industrie.

2.3 Tarifs binômes

Grâce à des travaux théoriques récents de Rey et Vergé (2004b), Bonnet, Dubois et Simioni (2005) et Bonnet et Dubois (2007) modélisent les relations verticales entre producteurs et distributeurs en supposant des contrats à tarif binôme avec ou sans prix de revente imposé. Afin d'estimer structurellement les modèles de concurrence en contrats, ils généralisent Rey et Vergé (2004b) à une concurrence entre plusieurs distributeurs et plusieurs producteurs multiproduits. Pour leur part, Rey et Vergé (2004b) cherchait à déterminer l'équilibre en prix lorsque deux producteurs et deux distributeurs utilisent des contrats à tarifs binômes avec ou sans prix de revente imposé.

Ces travaux supposent que les producteurs ont tout le pouvoir de négociation et que le jeu se déroule de la façon suivante.

- Les producteurs proposent aux distributeurs des contrats⁶ qui consistent en un prix de gros w et une franchise F_j pour chaque produit j . Si on suppose de plus que les prix de revente sont imposés alors les producteurs proposent également aux distributeurs le prix de vente p_j .
- Les distributeurs acceptent ou refusent les contrats.

6. Les contrats sont supposés observables. Cette hypothèse simplificatrice permet de résoudre les problèmes d'existence d'équilibre (Rey et Vergé, 2004a).

- Si tous les contrats sont acceptés⁷ alors les distributeurs mettent en place leurs prix ou les prix imposés par les producteurs.

Dans ce cas, le profit du distributeur s'écrit comme suit :

$$\Pi_r = \sum_{s \in R_r} [M(p_s - w_s - c_s)s_s(p) - F_s]$$

et le producteur f maximise sa fonction de profit égale à :

$$\Pi_f = \sum_{k \in F_f} [M(w_k - \mu_k)s_k(p) + F_k]$$

sous les contraintes de participation des distributeurs $\Pi \geq 0$, pour $r = 1, \dots, R$.

Si les producteurs imposent aux distributeurs le prix de vente final, un continuum d'équilibres existe⁸ (Rey et Vergé, 2004b). Bonnet et Dubois (2007) considèrent deux cas : celui où le prix de gros est égal au coût marginal de production ($w_k^* = \mu_k$), c'est-à-dire celui où les marges des producteurs sont nulles et celui où le prix de vente est égal au prix de gros plus le coût marginal de distribution ($p_k^*(w_k^*) = w_k^* + \mu_k$), c'est-à-dire que les marges des distributeurs sont nulles.

Dans le premier cas, les marges totales pour chaque marque deviennent sous forme matricielle :

$$\gamma + \Gamma = p - \mu - c = -S_p^{-1}s(p)$$

et correspondent au cas de monopole où les profits totaux de la filière sont maximisés.

Dans le deuxième cas, les marges pour le producteur f sont égales à :

$$\gamma_f + \Gamma_f = -(S_p I_f)^{-1}s(p).^9$$

Lorsque les producteurs n'imposent pas le prix de vente final aux distributeurs, l'expression des marges devient :

7. Cette hypothèse est relativement forte. Dans Rey et Vergé (2004b), les auteurs relâchent cette hypothèse en supposant que les distributeurs peuvent refuser les offres des producteurs, ce qui n'a pas encore été appliqué empiriquement, à part dans Bonnet et Dubois (2006).

8. Ces équilibres existent sous certaines conditions de la fonction de profit. Ainsi, elle doit avoir un seul maximum pour chaque vecteur de prix, être différentiable et être maximale lorsque les prix sont symétriques (Rey et Vergé, 2004b). Ces hypothèses sont en général difficiles à vérifier sans données sur les coûts et sont supposées satisfaites.

9. Les marges décrites dans les deux cas ne sont correctes que sur un marché où il n'y a pas de marques de distributeurs. Dans le cas contraire, nous invitons le lecteur à lire plus en détail le papier de Bonnet, Dubois et Simioni (2004) qui prennent en compte les marques de distributeurs et supposent qu'elles sont produites par les distributeurs.

$$\gamma + \Gamma = -\left(P_w S_p I_f\right)^{-1} P_w \left[s(p) + S_p (I - I_f)(p - w - c)\right]$$

où I est la matrice identité de dimension J et $\gamma = p - w - c$ est le vecteur des marges des distributeurs issues de la maximisation du profit de chaque distributeur.

La marge totale $\gamma + \Gamma$, qu'elle soit déterminée sous l'hypothèse de double marginalisation ou de contrats à tarif binôme, est alors fonction des paramètres estimés de la demande, de la structure de l'industrie et des hypothèses de concurrence verticale et horizontale.

3. SÉLECTION DE MODÈLES

Grâce à l'estimation des paramètres de la demande, des marges sont calculées pour chacun des modèles de concurrence construit à partir de la structure de l'industrie et des hypothèses faites sur les interactions stratégiques entre les différents acteurs. Il est donc important de déterminer le « meilleur » modèle de concurrence, c'est-à-dire de tester quelles sont les hypothèses qui sont statistiquement les plus probables au regard des données.

Pour cela, Nevo (2001) et Slade (2004) comparent les marges avec des données comptables pour évaluer leur validité empirique et ainsi déterminer le modèle ayant les résultats les plus réalistes. Les données comptables sont généralement considérées comme une borne supérieure des vraies marges (Nevo, 2001). Une autre manière d'inférer quel modèle est le meilleur consiste à tester quelle fonction de coût obtenue pour chaque modèle est la plus proche d'une certaine forme fonctionnelle des coûts en fonction de variables exogènes les caractérisant.

En effet, il existe des méthodes de sélection de modèles basées sur l'estimation des coûts marginaux. Gasmi, Laffont et Vuong (1992) ainsi que Kadiyali, Chintagunta et Vilcassim (2000) et Sudhir (2001) ont utilisé le test de Vuong (1989) pour des modèles non emboîtés. Alors que le test de Vuong (1989) s'applique dans le cadre des estimations par maximum de vraisemblance, Rivers et Vuong (2002) permettent de généraliser ce test à une classe plus large de méthodes d'estimation. Le test de Davidson et McKinnon (1981) utilisé par Feenstra et Levinsohn (1995) permet également de tester des modèles non emboîtés.

L'idée de ces tests de sélection de modèles est d'estimer une équation de coût marginal déduite du comportement stratégique des acteurs du marché. Le coût marginal est déduit de la différence entre le prix de détail observé et la marge calculée. Ainsi on suppose que, pour chaque modèle de concurrence h , l'équation du coût marginal peut avoir la spécification suivante :

$$C_{jt}^h = p_{jt} - \Gamma_{jt}^h - \gamma_{jt}^h = f(c_{jt} \beta_h) + \eta_{jt}^h$$

où c_{jt} représente un vecteur de variables affectant les coûts marginaux totaux tels que les coûts de certains facteurs de production, β_h le vecteur des paramètres asso-

ciés aux variables de coût et η_{jt}^h un choc de coût non observé supposé indépendant des variables observées affectant les coûts.

Pour tester un modèle de concurrence h contre un autre modèle de concurrence h' , on testera entre :

$$p_{jt} = \gamma_{jt}^h + \Gamma_{jt}^h + f(c_{jt}\beta) + \eta_{jt}^h$$

et

$$p_{jt} = \gamma_{jt}^{h'} + \Gamma_{jt}^{h'} + f(c_{jt}\beta) + \eta_{jt}^{h'}$$

en utilisant des tests de modèles non emboîtés car aucun modèle n'est plus général que tous les autres.

On peut donc tester entre différentes hypothèses de comportement de l'industrie. Par exemple, Nevo (2001) et Slade (2004) considèrent principalement trois structures : celle où le producteur ne produit qu'une seule marque, celle où le producteur possède plusieurs marques et celle d'un monopole qui produit l'ensemble des marques ce qui revient à supposer une collusion parfaite entre les producteurs. Respectivement dans l'industrie américaine des céréales pour le petit déjeuner et dans le secteur de la bière au Royaume-Uni, Nevo (2001) et Slade (2004) déduisent des données que l'hypothèse de concurrence en prix à la Nash-Bertrand, entre producteurs possédant plusieurs marques, est la plus pertinente au regard des marges observées.

D'autres hypothèses sur les interactions stratégiques entre producteurs et distributeurs peuvent être testées. Berto Villas Boas (2007) considère, sur le marché du yaourt d'une région des États-Unis, le cas où des tarifs non linéaires entre producteurs et distributeurs amènerait les producteurs à avoir des marges nulles et les distributeurs à capter la totalité des marges en utilisant le test de Vuong (1989) et de Cox¹⁰ (Smith, 1992). Bonnet et Dubois (2007) estiment le modèle de tarifs binôme exposé en 2.3 et testent des modèles de prix linéaires contre des contrats à tarifs binômes et trouvent que, sur le marché français de l'eau plate nature embouteillée, les producteurs et les distributeurs utilisent des contrats à tarifs binômes avec prix de revente imposé.

CONCLUSION

Cet article présente une revue de la littérature NEIO sur les relations stratégiques entre entreprises dans un marché où les produits sont différenciés. Cette méthodologie fournit des outils empiriques qui permettent de modéliser l'offre et

10. Berto Villas Boas (2004) utilise le test de Cox (Smith, 1992) car certains modèles sont emboîtés.

la demande d'un marché, de mesurer le pouvoir de marché au sein de la filière et de tester les prédictions des modèles issus de la théorie des jeux.

Pour modéliser la demande, trois modèles logit multinomiaux sont principalement utilisés. Le modèle logit multinomial simple est celui dont la mise en oeuvre est la plus facile et la plus pratique en termes de calcul. Ce modèle est cependant très restrictif. Le modèle logit emboîté permet de relâcher les hypothèses restrictives du modèle logit multinomial simple lorsque l'ensemble des alternatives auxquelles fait face le consommateur peut être divisé en sous-ensembles. Simple dans sa mise en oeuvre, il ne permet tout de même pas de prendre en compte toute l'hétérogénéité non observée des individus. Enfin, le modèle logit à coefficients aléatoires relâche cette dernière restriction. Sa mise en oeuvre est plus compliquée et doit faire appel à des méthodes de simulation pour calculer les probabilités.

La modélisation des interactions concurrentielles au sein d'une filière nécessite l'analyse des relations existantes entre les producteurs, entre les distributeurs ainsi qu'entre les producteurs et les distributeurs. Dans la littérature, trois phases se sont succédées : la modélisation des relations entre les producteurs, l'introduction de distributeurs stratégiques et enfin la modélisation de contrats non linéaires tels que les contrats à tarifs binômes.

Ces méthodes d'économétrie structurelle permettent d'analyser l'effet des politiques publiques, l'effet sur les prix, sur les parts de marchés, sur le surplus des consommateurs de restructuration de l'industrie, d'intégrations verticales, des fusions et acquisitions entre industriels.

Ces modèles peuvent être améliorés en suivant les directions de recherche suivantes. D'une part, en modélisant de façon plus flexible la demande, l'estimation des élasticités prix et donc des marges pourra être améliorée. En prenant en compte le comportement de stockage des consommateurs, Hendel et Nevo (2005) montrent qu'un modèle statique de la demande ne mesure pas correctement les élasticités prix propres et croisées de long terme et peut sous-estimer les marges. Dans chaque occasion d'achat, le consommateur choisit la quantité à acheter, la marque mais également la quantité à consommer. Les consommateurs achètent par conséquent pour consommer et pour stocker. Pour une meilleure mesure du pouvoir de marché, dans le cas de biens durables, il est important de prendre en compte ce comportement de stockage dans la modélisation de la demande. Une autre piste de recherche consiste à tenir compte des choix multiples des consommateurs (Dubé, 2004 et Hendel, 1999). En effet, les consommateurs peuvent choisir plusieurs alternatives d'un produit soit par goût pour la diversité, soit parce qu'ils sont représentatifs d'un ménage composé d'individus ayant des goûts différents.

D'autre part, les hypothèses faites sur les interactions stratégiques entre les acteurs de la filière devront être plus générales. Modéliser le pouvoir de marché endogène des distributeurs dans les contrats non linéaires devra être un objectif important étant donné le réel pouvoir de marché qu'ils ont par exemple dans les

filières agroalimentaires. Il serait également intéressant d'introduire les centrales d'achat dans la modélisation des relations stratégiques entre producteurs et distributeurs. En effet, les centrales d'achat, qui regroupent plusieurs distributeurs, jouent un rôle important dans la négociation des prix et des quantités pour les distributeurs.

BIBLIOGRAPHIE

- BERRY, S. (1994), « Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation », *RAND Journal of Economics*, 25(2) : 242-262.
- BERRY, S., J. LEVINSOHN et A. PAKES (1995), « Automobile Prices in Market Equilibrium », *Econometrica*, 63(4) : 841-890.
- BERTO VILLAS-BOAS, S. (2007), « Vertical Relationships between Manufacturers and Retailers : Inference with Limited Data », *The Review of Economic Studies*, 74(2) : 625-652.
- BESANKO, D., S. GUPTA et D. JAIN (1998), « Logit Demand Estimation Under Competitive Pricing Behavior : An Equilibrium Framework », *Management Science*, 44(11) : 1533-1547.
- BHAT, C. (2001), « Quasi-random Maximum Simulated Likelihood Estimation of the Mixed Multinomial Logit Model », *Transportation Research, Part B*, 35 : 677-693.
- BONNET, C. (2004), « Le modèle logit à coefficients aléatoires », *Recherche et applications en marketing*, 19(3) : 61-72.
- BONNET, C., P. DUBOIS et M. SIMIONI (2005), « Two-part Tariffs versus Linear Pricing between Manufacturers and Retailers : Empirical Tests on Differentiated Products Markets », INRA-ESR, Toulouse.
- BONNET, C. et P. DUBOIS (2006), « Non Linear Contracting and Endogenous Market Power in Manufacturers and Retailers Relationships », mimeo, Toulouse School of Economics.
- BONNET, C. et P. DUBOIS (2007), « Inference on Vertical Contracts between Manufacturers and Retailers Allowing for Non-Linear Pricing and Resale Price Maintenance », mimeo, Toulouse School of Economics.
- BONNET, C. et M. SIMIONI (2001), « Assessing Consumer Response to Protected Designation of Origin Labelling : A Mixed Multinomial Logit Approach », *European Review of Agricultural Economics*, 28(4) : 433-449.
- BOYD, J. et J. MELLMAN (1980), « The Effect of Fuel Economy on the US Automotive Market : A Hedonic Demand Analysis », *Transportation Research*, 14(A(5-6)) : 367-378.
- BRENKERS, R. et F. VERBOVEN (2006) « Liberalizing a Distribution System : The European Car Market », *Journal of the European Economic Association*, 4(1) : 216-251.
- BRESNAHAN, T.F. (1981), « Departures from Marginal-Cost Pricing in the American Automobile Market », *Journal of Econometrics*, 17 : 201-227.

- BRESNAHAN, T.F. (1987), « Competition and Collusion in the American Automobile Oligopoly : The 1955 Price War », *Journal of Industrial Economics*, 35 : 457-482.
- CARDELL, N.S. (1997), « Variance Components Structures for the Extreme Value and Logistic Distributions with Application to Models of Heterogeneity », *Econometric Theory*, 13(2) : 185-213.
- CARDELL, N. et F. DUNBAR (1980), « Measuring the Impact of Automobile Downsizing », *Transportation Research*, 14(A(5-6)) : 423-434.
- CHINTAGUNTA, P. (2000), « A Flexible Aggregate Logit Demand Model », mimeo.
- DAVIDSON, R. et J. MACKINNON (1981), « Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternatives Hypotheses », *Econometrica*, 49 : 781-793.
- DEATON, A. et J. MUELLBAUER (1980), « An Almost Ideal Demand System », *The American Economic Review*, 70(3) : 312-326.
- DUBÉ, J.P. (2004), « Multiple Discreteness and Product Differentiation Demand for Carbonated Soft Drinks », *Marketing Science*, 23(1) : 66-81.
- EDGERTON, D. L. (1997), « Weak Separability and the Estimation of Elasticities in Multistage Demand System », *American Journal of Agricultural Economics*, 79 : 62-79.
- FEENSTRA, R. et J. LEVINSOHN (1995), « Estimating Markups and Market Conduct with Multidimensional Products Attributes », *Review of Economic Studies*, 62 : 19-52.
- FONCEL, J. et M. IVALDI (2005), « Operating System Prices in the Home PC Market », *The Journal of Industrial Economics*, LIII(2) : 265-297.
- GASMI, F., J.J. LAFFONT et Q. VUONG (1992), « Econometric Analysis of Collusive Behavior in a Soft Drink Market », *Journal of Economics and Management Strategy*, 1 : 277-311.
- GOLDBERG, P. (1995), « Product Differentiation and Oligopoly in International Markets : The Case of the U.S. Automobile Industry », *Econometrica*, 63(4) : 891-951.
- HANEMANN, W.M. (1984), « Discrete/Continuous Models of Consumer Demand », *Econometrica*, 52(3) : 541-562.
- HANSEN, L.P. (1982), « Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators », *Econometrica*, 50 : 1029-1054.
- HANSEN, L.P. et T.J. SARGENT (1980), « Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations », *Journal of Economic Dynamic and Control*, 2, 7-46.
- HENDEL, I. (1999), « Estimating Multiple-Discrete Choice Models : An Application to Computerization Returns », *The Review of Economic Studies*, 66(2) : 423-446.
- HENDEL, I. et A. NEVO (2005), « Measuring the Implications of Sales and Consumer Stockpiling Behavior », NBER Working Paper, 11307.

- JOHNSON, N.L., S. KOTZ et N. BALAKRISHNAN (1994), *Continuous Univariate Distribution*, Volumes I et II, 2^e Éd, John Wiley and Sons.
- JUUD, K.L.(1998), *Numerical Methods in Economics*, Cambridge, MA : MIT Press.
- KADIYALI, V., P. CHINTAGUNTA et N. VILCASSIM (2000), « Manufacturer-retailer Channel Interactions and Implications for Channel Power : An Empirical Investigation of Pricing in a Local Market », *Marketing Science*, 19(2) : 127-148.
- LUCAS, R.E. (1976), « Econometric Policy Evaluations : A Critique in the Philips Curve and Labour Market », *Carnegie Rochester Conference on Public Policy* : 19-46.
- McFADDEN, D. (1973), « Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior », in P. ZAREMBKA (Éd.), *Frontiers of Economics*, Academy Press, New York.
- McFADDEN, D. (1978), « Modelling the Choice of Residential Location », in A. KARLQUIST *et al.* (Éds), *Spatial Interaction Theory and Residential Location*, North Holland Pub. Co, Amsterdam, New York.
- McFADDEN, D. et K. TRAIN (2000), « Mixed MNL Models for Discrete Response », *Journal of Applied Econometrics*, 81 : 447-770.
- NEVO, A. (2000a), « A Practitioner's Guide to Estimation of Random-Coefficients Logit Models of Demand », *Journal of Economics and Management Strategy*, 9(4) : 513-548.
- NEVO, A. (2000b), « Mergers with Differentiated Products : The Case of the Ready-to-Eat Cereal Industry », *RAND Journal of Economics*, 31(3) : 395-421.
- NEVO, A. (2001), « Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry », *Econometrica*, 69(2) : 307-342.
- O'BRIEN, D.P. et G. SHAFFER (1992), « Vertical Control with Bilateral Contracts », *RAND Journal of Economics*, 23(3) : 299-308.
- PETRIN, A. (2002), « Quantifying the Benefits of New Products : The Case of the Minivan », *Journal of Political Economy*, 110 : 705-729.
- REVELT, D. et K. TRAIN (1998), « Mixed Logit with Repeated Choices : Households' Choices of Appliance Efficiency Level », *Review of Economics and Statistics*, LXXX(4) : 647-657.
- REY, P. et T. VERGÉ (2004a), « Bilateral Control with Vertical Contracts », *RAND Journal of Economics*, 35(4) : 728-746.
- REY, P. et T. VERGÉ (2004b), « Resale Price Maintenance and Horizontal Cartel », CNPO, Working Paper Series, n° 02-047.
- RIVERS, D. et Q. VUONG (2002), « Model Selection Tests for Non Linear Dynamic Models », *The Econometrics Journal*, 5(1) : 1-39.
- ROSSE, J.N. (1970), « Estimating Cost Function Parameters without Using Cost Data : Illustrated Methodology », *Econometrica*, 38(2) : 256-275.

- SARGAN, J.D. (1958), « The Estimation of Economic Relationship Using Instrumental Variables », *Econometrica*, 26 : 293-415.
- SLADE, M. (2004), « Market Power and Joint Dominance in UK Brewing », *The Journal of Industrial Organisation*, LII(1) : 133-163.
- SMITH, R.J. (1992), « Non-nested Tests for Competing Models Estimated by Generalized Method of Moments », *Econometrica*, 60(4) : 973-980.
- SUDHIR, K. (2001), « Structural Analysis of Manufacturer Pricing in the Presence of a Strategic Retailer », *Marketing Science*, 20(3) : 244-264.
- TRAIN, K. (2000), « Halton Sequences for Mixed Logit », Working Paper N°E00-278, Berkeley Department of Economics, University of California, Berkeley.
- VILLAS BOAS, J.M. et Y. ZHAO (2005), « Retailer, Manufacturers, and Individual Consumers : Modelling The Supply Side in the Ketchup Marketplace », *Journal of Marketing Research*, 42 : 83-95.
- VUONG, Q.H. (1989), « Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-nested Hypothesis », *Econometrica*, 57(2) : 307-333.